

CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 20

PEUT-ON PARLER DE BULLE SUR LE MARCHÉ IMMOBILIER AU LUXEMBOURG ?

Christophe Blot

Mai 2006



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG
EUROSYSTEME

Table des matières

Résumé non technique	2
1 Introduction	6
2 L'immobilier: marché d'actifs et de biens	7
2.1 Approche par les prix d'actifs	7
2.2 Approches structurelles	9
3 Modélisation et tests de bulle sur les actifs financiers	15
3.1 Théorie des bulles rationnelles	15
3.2 Comment identifier les bulles spéculatives ?	18
4 Le boom immobilier au Luxembourg: bulle ou rôle des fondamentaux?	19
4.1 Les données	20
4.2 Analyse des bulles à partir de tests de cointégration	20
4.3 La dynamique des prix immobiliers luxembourgeois	22
4.4 Synthèse	23
5 Conclusion	24
Annexes	25
Références bibliographiques	30

© Banque Centrale du Luxembourg, 2006

Address: 2, Boulevard Royal - L-2983 Luxembourg
Telephone: (+352) 4774 - 1
Fax: (+352) 4774 - 4910
Internet: <http://www.bcl.lu>
E-mail: sg@bcl.lu
Téléc: 2766 IML LU

Reproduction for educational and non commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

PEUT-ON PARLER DE BULLE SUR LE MARCHÉ IMMOBILIER AU LUXEMBOURG ?

Christophe Blot*

Mai 2006

Résumé non-technique

Les interrogations autour de l'évolution des prix de l'immobilier au Luxembourg sont récurrentes. Elles sont justifiées par l'augmentation régulière des prix qui ont été multipliés par 9 depuis 1975. Même en tenant compte de l'évolution de l'indice des prix à la consommation, il s'avère que les prix immobiliers ont triplé en 28 ans. Plus récemment, l'immobilier enregistre une phase de croissance soutenue puisque depuis 1997, l'indice nominal des prix immobiliers a grimpé de 75% soit un taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 10%. Cette évolution est tout à fait comparable à celle connue par d'autres pays pour les lesquels la question d'une bulle spéculative se pose ou s'est posée avec une forte acuité (Etats-Unis, Royaume-Uni, Irlande, Pays-Bas, Espagne et France pour ne citer que les principaux pays concernés). De plus, un classement réalisé récemment et fortement relayé par la presse nationale établit que Luxembourg est devenue la capitale européenne la plus chère d'Europe dépassant ainsi Londres, Madrid, Dublin ou Paris. Il faut néanmoins tout de suite nuancer ce type d'étude qui ne met pas en rapport le prix des logements acquis à la surface ou au niveau de vie des pays en question. Pour autant, il n'en demeure pas moins que la problématique de la présence d'une bulle spéculative sur le marché immobilier luxembourgeois est tout à fait pertinente. En outre, au-delà de l'évolution des prix, le développement des bulles spéculatives peut être préoccupant du point de vue de la stabilité financière. Une baisse soudaine de la valorisation des actifs peut effectivement mettre en difficulté les agents économiques en réduisant leur consommation mais également leur capacité d'emprunt. De plus, les actifs immobiliers sont régulièrement mis en garantie des prêts obtenus auprès du système bancaire. Celui-ci est donc particulièrement exposé au risque de krach sur le marché immobilier. Et par ce biais, c'est la stabilité du système financier dans son ensemble qui est posée.

La notion de bulle spéculative renvoie généralement à l'idée d'une évolution excessive et «anormale» du prix d'un actif. De ce fait, le constat d'une augmentation accrue des prix est loin d'être une condition suffisante à l'identification d'une bulle et toute analyse ne peut donc se faire indépendamment de la définition de ce que peut recouvrir l'évolution «normale» des prix. Par évolution «normale», on entend celle qui est dictée par les fondamentaux, c'est-à-dire un ensemble de variables économiques et financières qui sont susceptibles d'exercer une influence significative sur l'offre et la demande et donc sur le prix de l'immobilier. Ainsi, identifier une bulle revient à mettre en évidence une évolution des prix incompatible avec celle des fondamentaux.

Deux types d'approches sont généralement retenues afin d'expliquer l'évolution des prix immobiliers. Leur différence résulte de la nature hybride du marché immobilier. D'une part, l'acquisition d'un logement peut s'apparenter à un investissement financier effectué en vue de tirer profit des revenus –loyers- générés par la détention de l'actif. D'autre part, le marché immobilier peut s'analyser comme celui des biens durables en raison des services de logement qu'il rend au cours du temps. C'est précisément cet aspect dual ou

* Département monétaire, économique et statistiques

hybride du marché immobilier qui distingue les différentes théories développées afin d'expliquer l'évolution des prix immobiliers. La première valorise le prix immobilier comme un actif financier c'est-à-dire que son prix dépend de la somme des dividendes, ici les loyers, futurs actualisés et du prix auquel l'actif sera revendu ultérieurement. Sans rejeter sa dimension patrimoniale, la deuxième approche souvent qualifiée de «structurelle» prend en compte le fait que l'achat d'un bien immobilier dépend de certaines variables telles que les coûts de production, l'évolution du revenu, du taux de croissance de la population, du taux d'intérêt et de la capacité d'emprunt des ménages.

Le caractère prospectif des prix des actifs financiers est à l'origine des phénomènes de bulle spéculative qui peuvent se développer. En effet, le prix d'un actif aujourd'hui sera d'autant plus élevé que les agents anticipent qu'il continuera à augmenter. Le développement d'une bulle est donc un phénomène auto-réalisateur. Il est alors assez courant d'attribuer l'émergence, le développement et l'éclatement des bulles à des comportements irrationnels d'agents en proie à une certaine euphorie. Pourtant, il est très facile de montrer que l'existence des bulles spéculatives est totalement compatible avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Les différents modèles théoriques permettant d'illustrer le rôle des fondamentaux peuvent être étendus afin de montrer qu'une solution de type bulle est envisageable. Les prix peuvent alors connaître une bulle qui s'accroît de façon exponentielle puis éclate soudainement. Des solutions plus sophistiquées permettent également de modéliser des bulles qui se forment, gonflent et éclatent à intervalles irréguliers ou même des bulles dont l'évolution est liée à celle des fondamentaux. On parle dans ce dernier cas de bulles intrinsèques.

Si, comme nous l'avons dit, il est relativement aisé d'illustrer les bulles spéculatives à partir des modèles théoriques, leur identification pratique pose de sérieux problèmes. Plusieurs méthodes empiriques ont été développées afin de tester la présence de bulles. Indépendamment des difficultés techniques des tests économétriques, leur principal écueil est qu'ils ne consistent pas seulement à tester la présence d'une bulle mais également celle de la pertinence du modèle économique sous-jacent. Ainsi, on peut toujours avancer l'idée que si les prix apparaissent déconnectés des fondamentaux, ce n'est pas tant le fait de la présence d'une bulle mais plutôt celui d'une mauvaise spécification des fondamentaux. Parmi les différentes procédures de test, celle qui nous a toutefois semblé la plus robuste repose sur la notion de cointégration qui consiste à évaluer l'existence d'une relation de long terme entre les prix immobiliers et les variables fondamentales. En effet, si la valeur fondamentale d'un actif représente un équilibre de long terme alors les déviations entre le prix observé et la valeur fondamentale sont nécessairement transitoires ce qui revient à dire, d'un point de vue économétrique, que les prix et les fondamentaux sont cointégrés.

L'application qui est réalisée distingue les prix du secteur de l'immobilier résidentiel, de ceux du secteur non-résidentiel et du secteur des terrains non bâtis. Cette différenciation est justifiée par le fait qu'il est probable que les déterminants des prix dans ces différents secteurs ne sont pas nécessairement identiques. Concernant les prix de l'immobilier résidentiel, les conclusions ne sont pas identiques selon la procédure de test choisie. Dans certain cas (méthode de Johansen), l'hypothèse de bulle spéculative est systématiquement rejetée alors qu'elle ne peut pas l'être lorsqu'on applique une démarche en deux temps (méthode d'Engle et Granger). Les spécifications permettant de valider l'existence d'une relation de cointégration permettent d'illustrer plus particulièrement le rôle joué par les coûts de construction, le taux d'intérêt à court terme, le Produit intérieur brut (PIB) et les crédits. Le signe de ces variables est de plus conforme aux modèles théoriques structurels, puisque les coûts de construction, le PIB et les crédits exercent un effet positif sur les prix tandis que le taux d'intérêt contribue à réduire les prix de l'immobilier résidentiel. Par contre, l'effet du taux de croissance de la population est contre-intuitif puisqu'une hausse du taux de croissance réduirait les prix alors qu'on s'attend généralement à ce que la demande de logements s'accroisse avec la population. Pour le secteur non-résidentiel, toutes les spécifications testées aboutissent à la conclusion

qu'aucune bulle ne peut être identifiée sur ce segment du marché. Ici, c'est l'évolution du taux d'intérêt et surtout celle des coûts de construction qui semble jouer le rôle de force de rappel pour les prix. Finalement, il n'y a que pour les terrains non bâtis que le taux de croissance de la population constitue une référence de long terme pour les prix. L'effet est de plus conforme à la théorie puisqu'une augmentation du taux de croissance conduit effectivement à une hausse de l'indice des prix. Le PIB et le taux d'intérêt à court terme ressortent également parfois significativement.

Par ailleurs, l'estimation de modèles à correction d'erreur permet de prendre en compte la dynamique de court terme des prix immobiliers. Il s'avère alors que le taux de croissance des coûts de production ainsi que la variation du taux d'intérêt de court terme influencent significativement le taux de croissance des prix dans les secteurs résidentiel et non résidentiel de la période suivante. Par contre, l'effet du PIB n'est pas conforme à celui espéré.

L'analyse des prix permet donc de montrer que le marché immobilier luxembourgeois ne semble pas déconnecté de l'évolution des fondamentaux. En particulier, les facteurs d'offre joueraient un rôle important dans le développement des prix sur l'ensemble de la période considérée. La politique monétaire exerce également un effet significatif puisque le taux d'intérêt de court terme est généralement significatif. Du fait de la part importante des emprunts financés à taux variable au Luxembourg, il est assez logique que l'effet du taux d'intérêt de court terme soit prépondérant. En dehors du coût de financement, d'autres variables de demande influencent la valeur d'équilibre des prix immobiliers. Ainsi, selon les spécifications retenues, les variables de crédits immobiliers et d'activité exercent un rôle significatif. Finalement, la pression liée à l'accroissement de la population ne serait effective que sur l'évolution du prix des terrains.

Si les tests qui sont menés permettent le plus souvent de montrer que les prix ne semblent pas déconnectés des fondamentaux, il faut toutefois souligner que la procédure utilisée n'est pas forcément adaptée pour détecter les bulles qui se développent et éclatent à intervalles irréguliers. On ne peut de fait pas totalement exclure le fait que le marché de l'immobilier luxembourgeois ne soit pas caractérisé par ce type de bulle, en particulier les secteurs non résidentiels et des terrains non bâtis qui connaissent régulièrement des phases de hausses et de baisses des prix relativement fortes. En outre, le fait de montrer que le marché immobilier luxembourgeois ne semble pas caractérisé par une bulle spéculative ne signifie pour autant pas que le marché ne soit pas transitoirement surévalué. Il faut donc garder à l'esprit que les conclusions basées sur les tests d'identification de bulles spéculatives sont fragiles et que des investigations supplémentaires mériteraient sans doute d'être menées afin de confirmer ou d'infirmer ces premiers résultats.

Abstract

House prices have grown regularly in Luxembourg since the 1970's. Since 1997, the average annual growth rate is close to 10%. Since then, concerns about the origin of these developments have repeatedly emerged. The aim of this paper is to provide an assessment of the housing market in Luxembourg. More precisely, we wonder whether house price increases are driven by fundamentals or whether a speculative bubble characterizes this market. We resort to a cointegration analysis where we disentangle residential, non-residential and building plot markets. It is shown that fundamentals seem to have played a role in the growth of house prices. Particularly, construction costs, economic and demographic growth, and monetary policy through interest rates and credits contribute to the developments of house prices. Nevertheless, we should remain cautious regarding our conclusions since the implemented tests are subject to inherent technical pitfalls.

Codes JEL : G12, G21, R21

1 Introduction

L'évolution récente des prix immobiliers dans certains pays européens constitue une source d'inquiétude pour les banques centrales dans la mesure où elle s'accompagne le plus souvent d'une croissance rapide des crédits et de l'endettement des ménages. Si ces développements résultent de la formation de bulles spéculatives, ils peuvent rapidement devenir préoccupants pour la stabilité financière. En effet, une baisse soudaine de la valorisation des actifs peut mettre en difficulté les agents économiques en réduisant leur consommation mais également leur capacité d'emprunt. Les actifs immobiliers étant régulièrement mis en garantie des prêts obtenus auprès du système bancaire, celui-ci est donc particulièrement exposé au risque de krach sur le marché immobilier (BRI, 2001). Par ce biais, c'est la stabilité de l'ensemble du système financier qui peut être menacée.

Le Luxembourg n'échappe pas à ce risque puisque les interrogations autour de l'évolution des prix de l'immobilier sont récurrentes. Elles sont justifiées par l'augmentation régulière des prix qui ont été multipliés par neuf depuis 1975. Même en tenant compte de l'évolution de l'indice des prix à la consommation, il s'avère que les prix immobiliers ont triplé en 28 ans. Plus récemment, l'immobilier enregistre une phase de croissance soutenue puisque depuis 1997 l'indice nominal des prix immobiliers a grimpé de 75%, soit un taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 10%. Cette évolution est tout à fait comparable à celle connue par d'autres pays pour lesquels la question d'une bulle spéculative se pose ou s'est posée avec une forte acuité (Etats-Unis, Royaume-Uni, Irlande, Pays-Bas, Espagne ou France par exemple). De plus, un classement réalisé récemment et fortement relayé par la presse nationale établit que Luxembourg est devenue la capitale européenne la plus chère d'Europe dépassant ainsi Londres, Madrid, Dublin ou Paris. Même s'il faut nuancer ce type d'étude qui ne met pas en rapport le prix des logements acquis à la surface ou au niveau de vie des pays en question, il reste que la problématique de la présence d'une bulle spéculative sur le marché immobilier luxembourgeois est tout à fait pertinente.

C'est pourquoi cette étude propose une analyse des déterminants des prix immobiliers au Luxembourg. Nous souhaitons en particulier déterminer si leur évolution est principalement guidée par les fondamentaux ou si elle est caractérisée par une bulle spéculative. Partant de l'hypothèse que les marchés de l'immobilier résidentiel, non résidentiel et non-bâti peuvent réagir différemment aux chocs économiques ou financiers, nous distinguons ces différents segments du marché.

La question des déterminants des prix immobiliers et des risques de bulle est régulièrement abordée sur un plan empirique. Certaines analyses sont directement inspirées des modèles structurels de détermination des prix (Muellbauer et Murphy, 1997, Malpezzi, 1999 ou Capozza et alii, 2002). Elles consistent alors le plus souvent à estimer une équation de demande inversée. Une autre approche souvent utilisée se base sur l'estimation de modèles VAR (Sutton, 2002 ou Tsatsaronis et Zhu, 2004). Elle permet en particulier d'illustrer la transmission de la politique monétaire (Iacoviello, 2000 ou Lastrapes, 2002). Néanmoins, les propriétés statistiques des séries et en particulier l'existence de relations de cointégration ne sont pas toujours prises en compte. Ainsi, sur le plan méthodologique, notre analyse se rapproche plutôt de celle menée par Hofman (2001) ou Gerlach et Peng (2005) qui s'intéressent précisément à la relation entre prix immobiliers et crédit. Nous adoptons une approche en termes de cointégration qui permet effectivement d'évaluer l'existence de relations de long terme et partant de là l'effet de différentes variables économiques et financières sur les prix. Même si les conclusions doivent rester prudentes en raison des limites inhérentes aux tests utilisés, il ne semble pas possible de mettre en évidence une déconnexion des prix immobiliers au Luxembourg par rapport aux fondamentaux et notamment aux coûts de construction et aux conditions de financement.

Dans une première partie, nous présentons différents modèles de détermination des prix immobiliers. Nous nous concentrons sur l'équilibre de long terme en l'absence de bulles afin d'illustrer le rôle particulier d'un certain nombre de variables qui seront ensuite prises en compte sur le plan empirique. La modélisation des bulles et les méthodes permettant de les identifier sont analysées dans la deuxième partie. Nous rappelons en particulier que l'existence de bulles est compatible avec l'hypothèse de rationalité. Finalement, la dernière partie évalue empiriquement la pertinence de l'hypothèse d'une bulle au Luxembourg et permet d'illustrer le rôle joué par les fondamentaux sur les prix.

2 L'immobilier: marché d'actifs et de biens

Deux approches sont généralement retenues afin d'expliquer l'évolution des prix immobiliers. Leur différence résulte de la nature hybride¹ du marché immobilier. Dans la première, l'acquisition d'un logement peut s'apparenter à un investissement financier effectué en vue de tirer profit des revenus – loyers – générés par la détention de l'actif. Sans rejeter cette dimension patrimoniale, la deuxième approche analyse le marché immobilier comme celui des biens durables en raison des services de logement qu'il rend au cours du temps. Nous étudions donc successivement ces deux approches en excluant systématiquement les solutions de type bulle de façon à nous concentrer sur l'effet des fondamentaux.

2.1 Approche par les prix d'actifs

Cette première approche est une transposition directe de l'analyse des prix des actifs financiers (actions ou obligations) appliquée au marché immobilier. De la même façon qu'une action procure des dividendes et une obligation un coupon annuel, un actif immobilier génère des flux de revenus qui prennent la forme de loyers². Le prix de l'actif à une date (t) quelconque dépend alors du revenu actualisé, noté d , perçu à la date suivante et de l'anticipation du prix auquel l'actif pourra être revendu, soit:

$$p_t = \frac{d_{t+1} + E_t(p_{t+1})}{1+i} \quad (1)$$

où p , d et i désignent respectivement le prix ou l'indice des prix immobiliers, le loyer et le taux d'intérêt à long terme, celui d'une obligation publique par exemple. En supposant que les anticipations sont rationnelles, le prix à la date ($t+1$) se détermine conformément à la relation (1). Par itérations successives vers l'avant, l'équation (1) peut se réécrire sous la forme suivante:

$$p_t = \sum_{j=1}^J \frac{d_{t+j}}{(1+i)^{t+j}} + E_t \left(\frac{1}{1+i} \right)^J p_{t+J} \quad (1')$$

On peut montrer que cette équation récursive admet une solution de type bulle qui sera analysée par la suite et une solution fondamentale où les trajectoires bulles sont exclues en posant la condition de transversalité suivante:

$$\lim_{J \rightarrow \infty} E_t \left(\frac{1}{1+i} \right)^J p_{t+J} = 0$$

L'équation (1') devient alors:

$$p_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{d_{t+j}}{(1+i)^{t+j}} \quad (2)$$

¹ Voir Moëc (2004) et Iacoviello (2000).

² Voir Ayuso et Restoy (2003), Weeken (2004) et ECB (2005) pour des modélisations de ce type.

La solution donnée par (2) indique que le prix d'un bien immobilier s'exprime comme la somme actualisée des loyers futurs. Elle est convergente si on suppose que le taux de croissance des loyers est inférieur au taux d'intérêt. En supposant par exemple que le loyer est constant, on obtient:

$$p_t = \frac{d}{i} \quad (3)$$

L'équation (3) définit la valeur fondamentale du prix d'un actif immobilier sous les hypothèses de loyer constant et d'absence de prime de risque. Elle établit une relation décroissante entre le taux d'intérêt et le prix de l'actif immobilier et peut être analysée sous l'angle d'un double arbitrage. Sur un marché parfait, les agents doivent être indifférents entre louer ou être propriétaire de leur résidence³. Une hausse du taux d'intérêt accroît le coût du financement de l'acquisition. La location devient alors relativement plus intéressante ce qui réduit la demande de logement et génère une baisse des prix permettant de retrouver l'équilibre entre l'accès à la propriété et la location. En réécrivant (3) sous la forme suivante: $i = \frac{d}{p_t}$, c'est l'arbitrage entre actifs qui est mis en avant. Le taux d'intérêt représente le rendement d'un placement obligataire tandis que le ratio loyers/prix définit le rendement d'un placement immobilier⁴. À l'équilibre, les deux rendements doivent être identiques.

Le graphique 1 permet de comparer l'évolution du taux d'intérêt de long terme et du rendement d'un placement immobilier pour le Luxembourg entre 1980 et 2003.

Malgré des écarts plus ou moins importants selon les périodes, il semble que l'inverse du ratio Prix / loyer et le taux d'intérêt de long terme ont suivi des tendances similaires. Sans anticiper sur les développements suivants, l'existence d'un écart entre le ratio et le taux d'intérêt pourrait s'interpréter comme une déviation par rapport à la solution fondamentale et donc comme le signe de la présence d'une bulle. Il faut tout de suite souligner que cette interprétation serait sans doute hâtive. Ces écarts peuvent tout aussi bien illustrer les limites du modèle et de la valeur fondamentale qui en découle. En effet, un écart entre le prix et la valeur fondamentale peut révéler l'existence d'une bulle mais peut aussi signifier que le modèle est basé sur des hypothèses trop restrictives et que certaines variables importantes ont été omises. Ainsi, en conservant le même cadre d'analyse mais en supposant que les agents demandent une prime de risque (notée σ) pour la détention d'actifs immobiliers les équations (1), (1') et (3) deviennent alors:

$$p_t = \frac{d_{t+1} + E_t(p_{t+1})}{1 + i + \sigma} \quad (4)$$

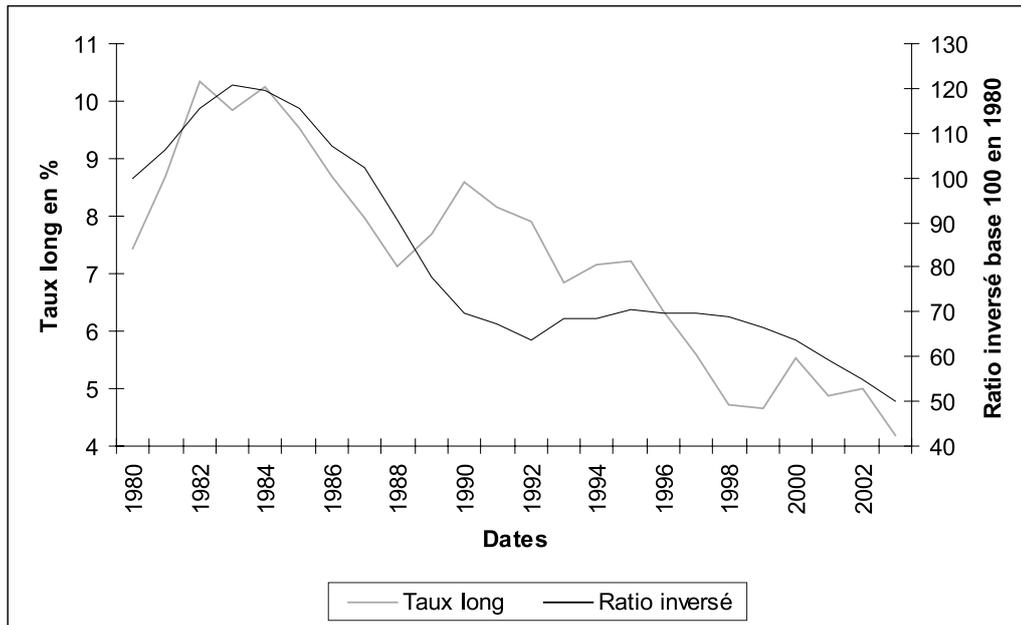
$$p_t = \sum_{j=1}^J \frac{d_{t+j}}{(1 + i + \sigma)^{t+j}} + E_t \left(\frac{1}{1 + i} \right)^J p_{t+J} \quad (5)$$

$$p_t = d_t \frac{1}{i + \sigma} \quad (6)$$

³ En pratique, la comparabilité n'est pas directe dans la mesure où les loyers font souvent l'objet d'une réglementation particulière.

⁴ C'est l'équivalent de l'inverse du *price earning ratio* (PER) pour les actions.

Graphique 1: Taux d'intérêt et ratio loyers / prix moyen dans l'immobilier résidentiel



L'équation (6) donne la valeur fondamentale du prix dès lors que les hypothèses du modèle ont été modifiées. En conséquence, l'identification d'une bulle suppose au préalable de connaître de façon précise la valeur fondamentale de l'actif considéré. Ainsi, sur le graphique (1), les écarts entre le taux d'intérêt et le ratio loyers sur prix immobiliers peuvent simplement refléter la prime de risque⁵.

La principale limite de ce type d'approche est de ne considérer que les aspects patrimoniaux liés à l'acquisition d'un logement. Celui-ci est perçu uniquement comme un investissement alors que les agents achètent des logements non seulement à des fins de placement mais également pour l'ensemble des services spécifiques que procure la consommation de ce type de bien. L'achat d'un bien immobilier permet en effet avant tout de bénéficier d'un logement. En contrepartie, l'acquisition du logement entraîne un certain nombre de coûts qu'il est également nécessaire d'intégrer. La prise en compte de ces différents éléments débouche sur des approches qualifiées de structurelles.

2.2 Approches structurelles

Les modèles structurels permettent d'enrichir le cadre d'analyse précédent soit en explicitant les fondements de la demande de logements, généralement dans le cadre d'un problème d'optimisation, soit en introduisant les comportements d'offre.

Poterba (1984) développe un modèle dans lequel il prend en compte non seulement les revenus générés par l'acquisition d'un actif immobilier mais aussi les coûts qui sont induits. En fait, ce modèle s'appuie sur une approche en termes de valorisation des actifs complétée par une fonction d'offre.

Le point de départ est une relation d'arbitrage selon laquelle le gain marginal d'un actif immobilier (le loyer de la dernière acquisition effectuée) doit être égal au coût marginal de l'acquisition de cette unité supplémentaire, ce que l'on peut traduire par la relation suivante:

$$d(t) = \omega p(t) \tag{7}$$

⁵ On peut toutefois imaginer que cette explication est insuffisante dans la mesure où elle impliquerait une prime de risque très variable et tantôt positive, tantôt négative alors que celle-ci est généralement supposée constante et positive.

avec $\omega = \delta + \sigma + \mu + (1 - \tau)(i + \tau^p) - \pi_p$

$d(t)$ représente ainsi le revenu perçu à la date (t) sur le dernier actif immobilier acquis et ω le coût associé à l'acquisition et à l'utilisation de l'actif, avec δ le taux de dépréciation, σ la prime de risque, μ le pourcentage du prix d'acquisition consacré aux dépenses de maintenance, τ le taux marginal d'imposition sur le revenu, i le taux d'intérêt nominal, τ^p le taux de l'imposition foncière et π_p le gain en capital. Celui-ci dépend du taux de croissance réel de l'actif et du taux d'inflation et s'écrit: $\pi_p = \frac{\dot{p}}{p} + \pi$. Le coût devient

$$\omega = \nu - \frac{\dot{p}}{p}, \text{ avec } \nu = \delta + \sigma + \mu + (1 - \tau)(i + \tau^p) - \pi.$$

L'équation (7) peut finalement se réécrire sous la forme d'une relation dynamique où le taux de croissance des prix immobiliers est fonction des coûts associés à l'acquisition et à l'utilisation de l'actif et des loyers :

$$\dot{p}(t) = \nu p(t) - d(t) \quad (8)$$

En supposant dans un premier temps que l'offre est exogène, il est possible d'obtenir une solution de cette équation sous l'hypothèse que les trajectoires de type bulle sont exclues, on obtient alors:

$$p(t) = \int_t^{\infty} d(j) e^{-\nu(j-t)\Delta j} \quad (9)$$

La relation (9) est équivalente à l'équation (2) à la différence que le facteur d'actualisation est cette fois-ci enrichi du taux de dépréciation de l'actif immobilier, du taux d'inflation, de la prime de risque, des dépenses de maintenance et des impôts foncier et sur le revenu. De la même façon, elle indique que le prix à la date (t) est une fonction de la somme des loyers futurs actualisés. La valeur fondamentale de l'actif immobilier peut être directement obtenue à partir de (9) en posant $\dot{p}(t) = 0$, soit :

$$p(t) = \frac{d(t)}{(1 - \tau)(i + \tau^p) - \pi + \delta + \mu + \sigma} \quad (10)$$

L'équation (10) nous donne alors une description plus complète relativement aux équations (2) et (6) de la valeur fondamentale d'un actif immobilier. Elle illustre à nouveau que l'équilibre de long terme dépend du cadre retenu et des hypothèses posées. Dans cette configuration, le prix d'un actif immobilier est une fonction croissante des loyers et de l'inflation, et décroissante du coût de maintenance, de la prime de risque, des taxes foncières, du taux d'intérêt et du taux de dépréciation de l'actif immobilier. Comme précédemment, la relation décroissante entre le taux d'intérêt et le prix immobilier résulte des arbitrages pouvant être réalisés par les agents.

Le modèle est ensuite enrichi par l'ajout d'une relation décrivant l'offre de logements. Poterba (1984) considère alors simplement que le stock de logements s'accroît en fonction de l'investissement logement net de la dépréciation du stock existant. On a:

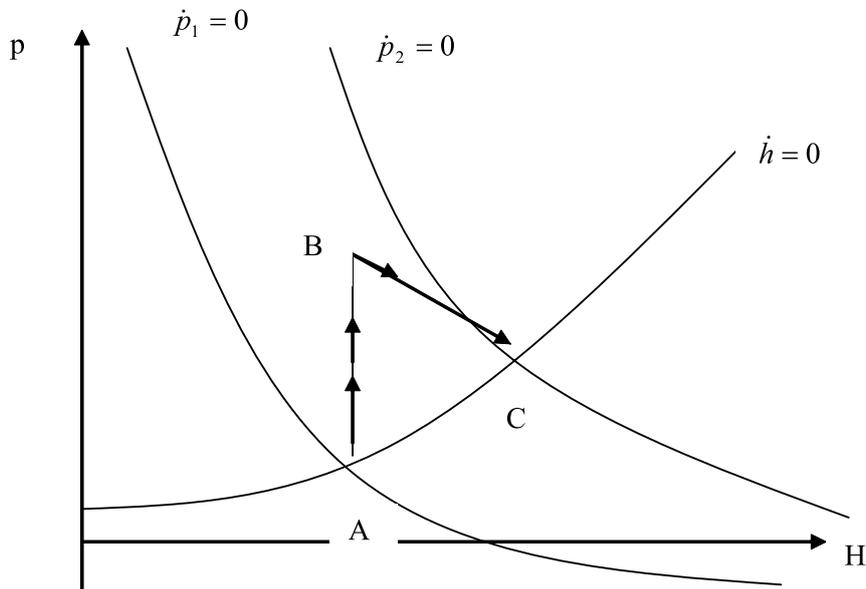
$$\dot{H}(t) = I(t) - \delta H(t) \quad (11)$$

où $I(t)$, l'investissement-logement est une fonction croissante du prix: $I(t) = f(p)$.

Le modèle complet est donc résumé par le système de deux équations différentielles (8) et (11). En supposant que les revenus marginaux liés à l'acquisition d'actifs immobiliers sont une fonction décroissante du stock de logements ($d(t) = d(h)$), l'équilibre et la dynamique du système peuvent être représentés dans le graphique (2).

Celui-ci permet d'illustrer la dynamique des prix en cas de modifications du taux d'intérêt ou du taux d'impôts fonciers. Supposons que l'on parte d'une situation initiale d'équilibre (point A) et que soit le taux d'intérêt, soit le taux de taxe foncière diminue. Dans ce cas, la droite $\dot{p} = 0$ se déplace vers le quart nord-est ce qui est représenté ici par un passage de $\dot{p}_1 = 0$ à $\dot{p}_2 = 0$. Le nouveau point d'équilibre se situe donc en C coïncidant avec un niveau de prix et un stock de logements plus élevés. Cependant, à court terme, le stock de logement étant inélastique, l'ajustement ne peut se faire que par une hausse des prix avec un passage transitoire par le point B où le prix surajuste sa valeur de long terme. Les effets d'une baisse de la prime de risque ou du coût de maintenance seraient identiques. En raison des délais d'ajustement de l'offre, ce modèle montre qu'il peut y avoir un écart entre le prix courant et l'équilibre stationnaire (ou de long terme), correspondant en fait à la valeur fondamentale. Par conséquent, les déviations par rapport à l'équilibre de long terme ne peuvent pas systématiquement s'interpréter comme le signe de la présence d'une bulle mais peuvent simplement refléter des phénomènes de surajustement.

Graphique 2: Dynamique des prix immobiliers



Le modèle tel qu'il est défini ne permet pas de considérer les effets du revenu et des changements démographiques. Pourtant, Mankiw et Weil (1989) ont souligné que le baby boom des années 1950 a sans doute contribué à l'inflation des prix immobiliers aux Etats-Unis à la fin des années 1970⁶, la demande pour l'immobilier atteignant effectivement un pic lorsque cette génération a eu entre 20 et 30 ans⁷. Sans distinguer particulièrement entre les différentes générations, le modèle de Poterba (1984) permet cependant d'intégrer les effets démographiques en introduisant le taux de croissance de la population. Il suffit alors simplement de modifier l'équation (11) de façon à raisonner en variables par tête. En notant N , la population, n son taux de croissance et h le stock de logements par tête tel que $h = \frac{H}{N}$, (11) peut s'écrire :

$$\frac{\dot{H}(t)}{N(t)} = \frac{I(t)}{N(t)} - \delta \frac{H(t)}{N(t)}$$

$$\Leftrightarrow \dot{h}(t) = \frac{I(t)}{N(t)} - (\delta + n)h(t) \quad (12)$$

⁶ Cet effet est cependant remis en cause par Poterba (1991).

⁷ Voir également Ortalo-Magné et Rady (1999) pour une intégration, dans un modèle de cycle de vie, des effets de la demande de logement en fonction de l'âge des générations.

On pourrait alors facilement montrer qu'une augmentation du taux de croissance de la population contribuerait à accroître le prix des biens immobiliers. En effet, l'augmentation de la population nécessite un investissement logement supplémentaire de façon à compenser la baisse du stock de logement par tête. L'ajustement de l'investissement se fait par le biais d'une augmentation du prix des logements.

Quant à l'effet du revenu, il peut être illustré à partir d'une adaptation du modèle proposé par Lastrapes (2002). Les motifs de la demande de logement sont alors explicités à partir de l'optimisation du comportement d'un agent représentatif. On suppose en effet qu'il existe deux biens : un bien de consommation, utilisé également comme numéraire, et un bien immobilier. Les préférences de l'agent sont données par la fonction d'utilité suivante:

$$U_t = \sum_t \beta^t u(C_t, H_t) \quad (13)$$

où β représente le facteur d'actualisation, c la quantité du bien de consommation et h le stock de logement consommés par l'agent. On suppose que l'agent peut également acquérir un actif financier noté a et qu'il doit s'endetter afin de financer l'acquisition du logement. b désigne alors la dette contractée par l'agent. La contrainte budgétaire instantanée s'écrit alors:

$$a_t - b_t + c_t + p_t h_t (1 + \mu + \tau^p) = y_t (1 - \tau) + \left(\frac{1 + i_{t-1}}{1 + \pi_t} \right) a_{t-1} + p_t (1 - \delta) h_{t-1} - \left(\frac{1 + i_{t-1}^m}{1 + \pi_t} \right) b_{t-1} \quad (14)$$

La contrainte exprime le fait qu'à chaque période (t), l'agent représentatif perçoit son revenu y diminué de l'impôt sur le revenu, ainsi que le produit de la revente des biens immobiliers h acquis à la période précédente (ajusté du taux de dépréciation). Il reçoit des intérêts sur ses actifs et paye des intérêts sur sa dette hypothécaire. Sur le plan des dépenses, il consomme une certaine quantité de bien numéraire, achète des nouveaux biens logements sur lesquels il paye une taxe foncière et engage des dépenses de maintenance. Il achète de nouveaux actifs financiers et contracte une dette pour financer son acquisition de biens logements. On suppose par ailleurs qu'il existe une contrainte d'endettement, c'est-à-dire que l'agent ne peut emprunter plus qu'un certain seuil noté α et désignant la *loan-to-value*:

$$b_t = \alpha p_t h_t \quad (15)$$

En substituant la contrainte de financement (15) dans (14) et après quelques manipulations, la contrainte budgétaire devient :

$$y_t (1 - \tau) + (1 + r_{t-1}) a_{t-1} - v_{t-1} (1 + r_{t-1}) p_{t-1} h_{t-1} - a_t - c_t - \phi p_t h_t = 0 \quad (16)$$

$$\text{avec } \begin{cases} 1 + r_t = \frac{1 + i_t}{1 + \pi_t} \\ \phi = (1 - \alpha) + \mu + \tau^p \\ v_t = \alpha \frac{1 + i_t^m}{1 + i_t} - \frac{(1 + \dot{p}_{t+1})(1 - \delta)}{1 + r_t} \end{cases}$$

Le choix de l'agent porte alors sur sa consommation de bien numéraire et de biens immobiliers ainsi que sur la quantité d'actifs qu'il souhaite détenir. La maximisation des préférences (13) sous la contrainte (16) permet alors d'établir les deux relations d'arbitrage suivantes :

$$u'_c(c_t, h_t) = \beta(1 + r_t)u'_c(c_{t+1}, h_{t+1}) \quad (17)$$

$$\frac{u'_h(c_t, h_t)}{u'_c(c_t, h_t)} = (\phi + v_t)p_t \quad (18)$$

L'équation (17) traduit l'arbitrage effectué par l'agent entre la consommation présente et future. C'est la relation d'Euler pour la consommation, appelée également relation Keynes-Ramsey, selon laquelle un individu doit être indifférent entre consommer une unité de bien à la date (t) ou bien épargner pendant une période et consommer la valeur présente de cette épargne en ($t+1$). Quant à l'équation (18), elle représente l'arbitrage entre la consommation du bien numéraire et celle du bien logement. L'utilité marginale de la consommation du bien logement doit être d'autant plus élevée que le prix de ce bien est élevé. La solution du modèle peut être obtenue en précisant les préférences de l'agent représentatif:

$$u(c_t, h_t) = \gamma \log(c_t) + (1 - \gamma) \log(h_t)$$

Les relations d'arbitrage (17) et (18) s'écrivent alors:

$$c_{t+1} = \beta(1 + r_t)c_t \quad (19)$$

$$\frac{1 - \gamma}{\gamma} \frac{c_t}{h_t} = (\phi + v_t)p_t \quad (20)$$

La première relation nous donne le taux de croissance de la consommation et la deuxième traduit la relation croissante entre la consommation de biens logement et celle du numéraire. Par contre, le prix immobilier est négativement lié à la consommation de biens logements.

On s'intéresse maintenant à la solution du modèle à l'équilibre stationnaire c'est-à-dire lorsque toutes les variables sont constantes. La contrainte budgétaire (16) devient :

$$c = (1 - \tau)y + ra - [\phi + (1 + r)v]ph \quad (21)$$

En combinant les relations (20) et (21), on obtient une relation entre le prix immobilier et le stock de logement:

$$[\phi + v(1 + (1 - \gamma)r)]h = \frac{1}{p}(1 - \gamma)[(1 - \tau)y + ra] \quad (22)$$

Cette équation constitue en fait la fonction de demande du bien logement de l'agent représentatif. Elle est décroissante avec le prix, le coût de la dette hypothécaire, les taxes foncières et le revenu. Elle est croissante avec le revenu et la richesse. Par contre, l'effet du degré de *loan-to-value* est ambigu. D'une part, plus la capacité de s'endetter des agents est forte, plus leur demande de logement est élevée. Néanmoins, un endettement plus élevé implique également une charge financière plus forte ce qui tend à atténuer le premier effet. L'impact total est donc incertain.

Le prix d'équilibre s'obtient en précisant le comportement d'offre de logement. On peut par exemple supposer que l'offre est relativement rigide et dépend négativement des coûts de construction, notés q .

On a alors:

$$h_t = \theta h_{t-1} + \chi \frac{1}{q_t} \quad (23)$$

Ainsi, à l'équilibre stationnaire, cette relation s'écrit simplement:

$$h = \frac{\chi}{1-\theta} \frac{1}{q} \quad (24)$$

En intégrant (24) dans (22), on obtient la solution pour le prix du bien immobilier à l'équilibre stationnaire:

$$p = (1-\gamma) \left(\frac{1-\theta}{\chi} \right) q \frac{[(1-\tau)y + ra]}{[\phi + v [1 + r(1-\gamma)]]} \quad (25)$$

La relation (25) définit la valeur fondamentale des prix immobiliers issue d'un modèle structurel plus complet relativement à l'approche par la valorisation des actifs présentée précédemment. Il ressort alors qu'à l'équilibre, le prix immobilier est une fonction croissante des coûts à la construction, du revenu permanent des ménages⁸ et de leur richesse. Ainsi, une hausse des coûts de construction réduit l'offre de logement ce qui crée des pressions sur le prix. L'augmentation du revenu des ménages accroît leur demande de logement et donc leur capacité à acquérir des biens dont le prix est plus élevé. Il en est de même pour une hausse de leur patrimoine. Comme nous le remarquons précédemment, une augmentation du paramètre de *loan-to-value* a un effet ambigu. D'une part, elle augmente la demande de logement des ménages et se répercute alors positivement sur les prix. D'autre part, l'augmentation de la charge d'intérêt qu'elle induit réduit cet effet. Toutefois, on peut raisonnablement supposer que l'effet positif l'emporte. En effet, le degré de *loan-to-value* reflète le poids des contraintes de liquidité pouvant peser sur les ménages. Lorsqu'elles sont fortes, les ménages peuvent difficilement emprunter sur leurs revenus futurs. Ils doivent alors accumuler une épargne suffisante pour acquérir leur logement. La valeur de l'emprunt par rapport à celle du bien acquis (le paramètre α) est donc faible. La libéralisation financière intervenue dans les années 1980 dans de nombreux pays industrialisés a justement permis de desserrer ces contraintes de liquidité augmentant la capacité d'endettement des ménages et donc le degré de *loan-to-value*. Muellbauer et Murphy (1997), ainsi que Lecat et Mésonnier (2005) ont montré que la déréglementation du marché du crédit a souvent contribué au boom des prix. En outre, il semble également qu'une augmentation du degré de *loan-to-value* amplifie l'effet des variations du revenu. On peut le démontrer à partir de l'équation (25) en supposant que le taux d'intérêt appliqué aux prêts hypothécaires est supérieur au taux d'intérêt. Ce résultat est par ailleurs empiriquement illustré par Lamont et Stein (1999).

Les taxes foncières ou sur le revenu ainsi que le taux d'intérêt appliqué aux crédits immobiliers ont un effet négatif sur les prix. Dans les deux cas, on comprend aisément les raisons de cette relation décroissante.

Ce modèle permet donc d'offrir un cadre plus complet permettant d'expliquer les prix immobiliers. On a pu effectivement mettre en avant non seulement l'effet des taxes ou du coût du financement mais également celui du revenu ou des variables financières.

⁸ Dans la mesure où l'on se situe à l'équilibre stationnaire, toute hausse du revenu peut être considérée comme permanente. L'analyse de la dynamique du modèle pourrait cependant faire apparaître des différences entre les effets d'une hausse transitoire et celle d'une hausse permanente.

3 Modélisation et tests de bulle sur les actifs financiers

De par sa dimension financière, le prix d'un bien immobilier dépend de son prix futur et donc des anticipations que peuvent former les agents. C'est précisément l'incertitude liée à la valeur anticipée des prix qui peut être à l'origine de phénomènes de surévaluation ou de bulles spéculatives. Bien souvent, les périodes de hausse soutenue des prix font resurgir l'intérêt pour les questions autour des bulles. Néanmoins, toute hausse des prix ne saurait s'interpréter comme le signe de la présence d'une bulle spéculative. Il faut effectivement distinguer entre la surévaluation, qui peut résulter d'erreurs d'anticipation ou d'un phénomène de surajustement, de la bulle spéculative où le prix est élevé aujourd'hui parce que les investisseurs pensent que le prix sera encore plus élevé demain même si les facteurs fondamentaux ne semblent pas justifier un tel prix (Stiglitz cité par Moëc, 2004). La bulle est donc un phénomène auto-réalisateur⁹ où le prix d'un actif est fortement et durablement déconnecté de sa valeur fondamentale. Contrairement à l'idée reçue, les bulles spéculatives peuvent être rationnelles dans le sens où lorsque le prix d'un actif dépend de sa valeur future, il devient rationnel «d'anticiper les anticipations» (Morel, 1997). Les bulles sont alors effectivement compatibles avec l'hypothèse de rationalité des agents et peuvent être représentées dans le cadre des modèles de valorisation des actifs financiers.

3.1 Théorie des bulles rationnelles

Reprenons l'équation du modèle de valorisation des actifs présenté dans la section précédente et supposons que le prix aujourd'hui dépend du prix futur et d'un ensemble de variables résumées par un vecteur X . On a donc:

$$p_t = \frac{1}{1+i} E_t(X_{t+1} + p_{t+1}) \quad (26)$$

On note p_t^f , la valeur fondamentale pouvant par exemple correspondre aux équations (3) ou (6) selon les hypothèses retenues. Comme nous l'avons montré, p_t^f est une solution de l'équation (26). Mais, on peut également montrer que $p_t = p_t^f + b_t$ est également une solution si et seulement si:

$$b_t = \frac{1}{1+i} E_t(b_{t+1}) \Leftrightarrow E_t(b_{t+1}) = (1+i)b_t \quad (27)$$

La solution fondamentale n'est donc qu'une solution particulière où le terme b_t , appelé terme de bulle, est supposé nul. Ainsi, la bulle peut être simplement définie comme l'écart entre le prix et sa valeur fondamentale. Cependant, il faut distinguer entre les écarts temporaires, pouvant par exemple résulter d'erreurs d'anticipations et les écarts dus à une bulle. L'équation (27) établit effectivement que pour être une solution dans un modèle avec anticipations rationnelles, la bulle doit croître au taux i . Par conséquent, l'écart entre le prix et la valeur fondamentale doit être croissant et donc persistant.

Trois éléments essentiels doivent ici être soulignés. Pour que la bulle existe en $(t+1)$, elle doit nécessairement exister en (t) . Elle existait alors en $(t-1)$ et par récurrence, devait nécessairement exister le premier jour de valorisation de l'actif. Notons que l'on pourrait également supposer pour des raisons complètement exogènes, que la bulle apparaît à une date (t) quelconque et se développe à partir de cette date. On voit tout de suite l'écueil de cette approche qui rationalise l'évolution de la bulle mais n'explique pas les fondements. Ensuite dès lors qu'elle existe, la bulle croît indéfiniment et de façon exponentielle. Le processus suivi par la bulle est déterministe et, le prix de l'actif devient explosif. Il vient également que la

⁹ Shiller (2000) décrit le mécanisme de ces réactions en boucles où chaque hausse renforce la confiance des investisseurs et alimente alors de nouvelles hausses.

bulle ne peut être négative. Sa croissance étant infinie, le prix de l'actif deviendrait nécessairement négatif ce qui est impossible. Ainsi, dans cette configuration, soit la bulle est nulle et le prix est toujours égal à sa valeur fondamentale, soit la bulle est positive et la croissance du prix, guidé par le terme de bulle devient explosive.

De par leur caractère déterministe, ces bulles sont *a priori* peu probables dans la réalité (Coudert et Verhille, 2001). Il est alors nécessaire de prendre en compte la possibilité que les bulles sont susceptibles d'exploser. D'un point de vue théorique, cela peut simplement se traduire par l'hypothèse que la bulle éclate avec une certaine probabilité. En notant π , cette probabilité alors, soit la bulle croît au taux $\frac{1+i}{\pi}$, soit elle s'effondre et revient à 0. On a alors :

$$E_t(b_{t+1}) = \pi \left[\frac{(1+i)}{\pi} b_t \right] + (1-\pi) \times 0 \quad (28)$$

À nouveau, il n'existe pas de processus permettant de comprendre la naissance de la bulle. Celle-ci apparaît à un instant (t) pour des raisons exogènes et croît en probabilité à chaque période. Dès lors que la bulle éclate, elle ne peut en théorie pas reprendre. Seule une bulle serait donc susceptible d'apparaître. Cette hypothèse n'est pas beaucoup plus réaliste et il faut envisager des cas où les bulles spéculatives se développent, s'effondrent puis repartent. Pour ce faire, il suffit juste de supposer que la bulle ne s'effondre jamais totalement et est susceptible de reprendre. De cette façon, plusieurs phases de bulles peuvent être observées. On a donc dans ce cas :

$$\begin{cases} b_{t+1} = \frac{1+i}{\pi} b_t \text{ avec une probabilité } \pi \\ b_{t+1} = \frac{\delta}{1-\pi} \text{ avec une probabilité } (1-\pi) \end{cases} \quad (29)$$

où δ est un paramètre aléatoire tel que $E(\delta) \cong 0$.

Ainsi, lorsque la bulle explose, elle ne s'annule pas complètement mais devient une quantité négligeable (dont l'espérance est proche de zéro) non nulle. Comme la bulle ne peut être négative, δ est nécessairement positif.

Les scénarios de bulle décrits jusqu'ici reposent sur des processus complètement exogènes à l'état de l'économie et aux variables qui affectent le prix de l'actif. Pour pallier cette limite, Froot et Obstfeld (1991) développent un modèle où la bulle est une fonction non linéaire des fondamentaux; on parle alors de bulle intrinsèque.

Sachant que $\frac{1}{1+i} \approx \exp(-i)$, on peut réécrire l'équation (26) de la façon suivante :

$$p_t = \exp(-i) E_t(X_{t+1} + p_{t+1}) \quad (30)$$

Supposons par ailleurs que le logarithme des fondamentaux soit donné par le processus suivant :

$$\ln(X_{t+1}) = \mu + \ln(X_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (31)$$

Autrement dit, le taux de croissance des fondamentaux est égal à une constante plus un choc qui suit une loi normale de moyenne nulle et de variance σ^2 , ce qui peut également s'écrire :

$$d_{t+1} = \exp(\mu) d_t \exp(\varepsilon_{t+1}) \quad (32)$$

On rappelle que si ε_t est un processus gaussien de moyenne ϖ et de variance σ^2 alors, $\exp(\varepsilon_t)$ suit une loi Log-normale de moyenne $\exp\left(\varpi + \frac{\sigma^2}{2}\right)$ et de variance $\exp(2\varpi + \sigma^2)(\exp(\sigma^2)-1)$. En supposant pour simplifier que $\mu = 0$, il vient que:

$$E_t(X_{t+1}) = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)X_t \quad (33)$$

On peut alors montrer qu'il existe une solution particulière à l'équation (26), appelée solution fondamentale telle que:

$$p_t^f = \sum_{j=1}^{\infty} \exp(-rj)E_t(X_{t+j})$$

$$\Leftrightarrow p_t^f = \kappa X_t \quad (34)$$

$$\text{avec } \kappa = \frac{\exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)}{\exp(i) - \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)}$$

Froot et Obstfeld (1991) proposent la formulation de la bulle suivante compatible avec la relation (27):

$$b_t = \alpha (X_t)^\lambda \quad (35)$$

où α est un paramètre positif¹⁰ et λ est la solution positive de l'équation du second degré $\lambda^2 \frac{\sigma^2}{2} + \lambda \mu - i = 0$. Ainsi, à chaque date, la bulle spéculative est une fonction non linéaire des

fondamentaux. De plus, pour que la convergence de la solution fondamentale soit assurée, il est nécessaire d'avoir $\lambda > 1$. La bulle est donc une fonction croissante et convexe ce qui implique que non seulement la taille de la bulle augmente avec les fondamentaux mais aussi qu'elle croît d'autant plus fortement que les fondamentaux sont élevés. L'évolution du prix de l'actif est donnée par la somme des composantes fondamentale et bulle, soit:

$$p_t = p_t^f + b_t = \kappa X_t + \alpha (X_t)^\lambda \quad (36)$$

Une propriété intéressante de ce modèle réside dans la sur-réaction du prix aux chocs sur les fondamentaux par rapport au modèle standard de valorisation des actifs puisqu'on a $\frac{dp_t}{dX_t} = \kappa + \alpha \lambda (X_t)^{\lambda-1} > \kappa$.

De la même façon que pour les bulles stochastiques exogènes, on peut supposer qu'il existe une probabilité π pour que la bulle continue de gonfler et une probabilité $(1 - \pi)$ pour qu'elle explose.

Même si ce type de modèle ne permet toujours pas de comprendre l'émergence des bulles, c'est-à-dire la raison pour laquelle les agents rationnels valorisent le prix de l'actif à partir de la solution bulle plutôt qu'à partir de la solution fondamentale, il présente néanmoins des propriétés intéressantes. La vie de la bulle

¹⁰ Si ce paramètre est nul, on revient au modèle sans bulle.

n'est en effet plus indépendante de l'état de l'économie et des fondamentaux. Elle est même forte dans les périodes où les chocs qui affectent les fondamentaux sont favorables tendant ainsi à amplifier leur effet et au contraire négligeable lorsque ces mêmes chocs sont défavorables. Le modèle de Froot et Obstfeld (1991) a été proposé pour caractériser les bulles sur le marché des actions où les fondamentaux se résument aux dividendes. La formalisation de la bulle telle qu'elle apparaît dans l'équation (35) est néanmoins beaucoup plus délicate dès lors qu'il existe plusieurs variables permettant de déterminer la valeur fondamentale comme cela peut être le cas pour les modèles de taux de change ou de prix immobilier. En effet, les paramètres de l'équation (35) dépendent du processus suivi par les dividendes et caractérisé par la relation (32). Il faut donc imaginer que pour chaque variable fondamentale, il existe un processus différent. En conséquence, les caractéristiques de la bulle vont dépendre des multiples paramètres qui caractérisent chaque variable. La formalisation de la bulle devient alors extrêmement complexe.

Jusqu'ici, nous avons insisté sur le fait que les différents modèles étaient compatibles avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Celle-ci implique d'une part que les agents connaissent le bon modèle de valorisation des actifs et d'autre part, qu'ils utilisent toute l'information disponible lorsqu'ils établissent leurs anticipations. L'intérêt de ces modèles est alors principalement de montrer que l'existence d'une bulle spéculative n'est pas incompatible avec un comportement rationnel des agents. Si ces modèles permettent de comprendre le développement et l'éclatement des bulles financières, ils n'apportent pas d'explications précises sur leur émergence.¹¹

3.2 Comment identifier les bulles spéculatives ?

L'objectif ici n'est pas de proposer une présentation détaillée des différentes procédures de test et de leurs limites¹². Ce type de discussion serait inévitablement technique et irait au-delà de l'ambition de ce travail. Nous nous arrêtons uniquement sur l'approche retenue afin d'en présenter l'intérêt et les limites.

De nombreuses études empiriques consacrées au marché immobilier consistent à estimer un modèle à correction d'erreur¹³. Ces modèles reposent sur l'idée qu'il existe une relation de long terme ou d'équilibre entre le prix courant et un certain nombre de variables. Les écarts à cette valeur d'équilibre sont possibles mais doivent rester transitoires puisque cette valeur doit correspondre à un équilibre de long terme. On doit alors avoir:

$$p_t - p_t^f = \varepsilon_t \quad (37)$$

où ε_t est un terme d'espérance nulle et de variance constante et $p_t^f = f(X_t)$ représente la valeur fondamentale fonction d'un ensemble de variables. Si l'espérance de l'écart entre le prix et la valeur fondamentale était différente de zéro cela impliquerait qu'il existe un biais systématique entre le prix observé et le prix d'équilibre. Le prix d'équilibre ne pourrait alors pas être considéré comme un équilibre de long terme. Les modèles de bulles spéculatives insistent justement sur le fait qu'il peut y avoir des écarts importants, croissants et persistants entre le prix et la valeur fondamentale. Ainsi, dès lors qu'il existe des bulles spéculatives, la valeur fondamentale ne joue plus systématiquement le rôle de force de rappel.

Pourtant, les études consacrées au marché immobilier exploitent rarement les implications statistiques de l'existence d'une relation de long terme¹⁴. Or, sur le plan économétrique, l'existence d'une force de rappel entre plusieurs variables implique qu'il existe une combinaison linéaire stationnaire et partant de là une

¹¹ Les théories des bulles irrationnelles qui ne sont pas abordées ici apportent des explications intéressantes basées en s'appuyant sur une analyse approfondie du comportement des agents sur les marchés financiers

¹² Voir Flood et Hodrick (1990) et Gurkaynak (2005) sur ce point.

¹³ Voir Malpezzi (1999), Capozza et alii (2003), Martinez-Pagès et Maya (2003), McQuinn (2004) et Black, Fraser et Hoesli (2005)

¹⁴ C'est effectivement le cas de l'ensemble des études pré-citées.

relation de cointégration. Sachant que les séries macroéconomiques et financières sont généralement non stationnaires et plus précisément intégrées d'ordre un, alors cela revient à dire que le prix observé ainsi que les variables fondamentales sont cointégrées. Autrement, en présence d'une bulle, la relation (37) devient :

$$p_t - p_t^f = b_t + \varepsilon_t \quad (38)$$

La présence du terme de bulle implique alors que l'écart à la valeur fondamentale est persistant (Bessone, Boissinot et Heitz 2005). En effet, la bulle est un processus explosif si bien qu'on ne pourra pas mettre en évidence de relation de cointégration entre le prix et les variables fondamentales. Dans le cas des bulles intrinsèques, les bulles sont fonction des fondamentaux et ne sont pas explosives. Cependant, les fondamentaux n'étant le plus souvent pas stationnaires, on ne sera pas en mesure d'identifier une relation de cointégration. Partant de là, il est possible d'utiliser les procédures standards de cointégration pour tester la présence de bulles.

Néanmoins, nous avons vu qu'il existait certaines bulles qui explosaient régulièrement avant de gonfler à nouveau. Des expériences ont montré que ce type de bulle était rarement identifié à partir des tests de cointégration standards. Ainsi, les tests peuvent amener à conclure à tort que l'actif n'est pas caractérisé par une bulle. Inversement, on peut généralement objecter qu'un rejet de l'hypothèse de cointégration ne résulte pas de la présence d'une bulle mais d'une mauvaise spécification de modèle. En effet, l'omission d'une variable fondamentale biaise les résultats et conduit à la conclusion qu'il n'y a pas cointégration. Cette limite est en fait inhérente aux tests économétriques de bulle dans la mesure où ces tests portent sur une hypothèse jointe, celle de la présence d'une bulle et de la validité du modèle sous-jacent. Par conséquent tout rejet de l'hypothèse peut être dû à la présence d'une bulle mais également à une mauvaise spécification du modèle. Il faut donc veiller à être systématiquement prudent sur les conclusions que nous pouvons tirer de ces tests. Ils donnent des indications plus ou moins robustes sur la présence de bulles spéculatives mais ne peuvent sans doute pas être interprétés trop strictement.

Ainsi, il faut toujours garder à l'esprit que les prix des actifs immobiliers et des actifs financiers sont prospectifs et donc basés sur les anticipations des agents sur cet avenir. Même rationnels¹⁵, les agents font nécessairement des erreurs d'anticipation. Ce qui est anticipé ne se réalise pas forcément *ex-post* si bien que les prix peuvent apparaître déconnectés des fondamentaux. Ce ne sont donc pas simplement les écarts à la valeur fondamentale qui doivent nous alerter mais, la persistance de ces écarts.

4 Le boom immobilier au Luxembourg: bulle ou rôle des fondamentaux?

Nous étudions donc l'hypothèse de bulle spéculative sur le marché immobilier luxembourgeois à partir de tests de cointégration. Comme nous l'avons souligné, la principale difficulté est de déterminer l'ensemble de variables qui influencent la valeur fondamentale des prix immobiliers. L'enjeu est crucial puisque nous avons vu qu'une mauvaise spécification du modèle, c'est-à-dire principalement une mauvaise spécification des fondamentaux, conduit à rejeter l'hypothèse de cointégration et donc à conclure qu'il existe une bulle spéculative. Les différents modèles théoriques étudiés précédemment doivent nous guider afin de sélectionner les candidats potentiels. Nous avons alors plus particulièrement mis en évidence le rôle de certaines variables clés telles que le revenu, le taux d'intérêt, la démographie, le crédit ou les coûts de construction.

¹⁵ Ce que l'on peut toujours remettre en cause. Shiller (2000) évoque longuement les nombreuses expériences récentes menées par des psychologues et tendant à montrer que dans de nombreux cas, les décisions des agents sur les marchés financiers ne sont pas motivées par un raisonnement rationnel.

D'autres études empiriques ont analysé les bulles sur les marchés immobiliers en s'intéressant aux écarts à la valeur fondamentale¹⁶. Néanmoins, leur principale limite est de ne pas avoir étudié les propriétés statistiques de cet écart. Pourtant, la robustesse des tests statistiques dépend de façon cruciale du degré de stationnarité des séries et de l'existence de relations de cointégration. C'est pourquoi, outre l'application au marché luxembourgeois, l'intérêt de notre étude est de proposer un cadre économétrique plus robuste même si, comme nous l'avons souligné, les tests effectués sont nécessairement soumis à certaines limites.

4.1 Les données

Les indices de prix immobilier calculés par la BCL sont mis à disposition par le Statec. Il s'agit des prix qui ont été renseignés auprès de l'Administration des contributions entre 1974 et 2003¹⁷. Une distinction est faite entre les immeubles bâtis à caractère résidentiel, les immeubles bâtis semi-résidentiels ou non résidentiels (non résidentiels par la suite) et les terrains non bâtis. Les données sont collectées pour l'ensemble du pays et la BCL calcule un indice pour chaque catégorie ainsi qu'un indice synthétique global pour le marché immobilier. On note alors *INDXR0*, l'indice global réel¹⁸ des prix immobiliers au Luxembourg, *INDXR1* l'indice réel des prix des immeubles résidentiels, *INDXR2* l'indice réel des prix des immeubles non résidentiels et *INDXR3* l'indice réel correspondant aux terrains à bâtir. Pour chacun de ces indices, nous calculons les taux de croissance réels notés respectivement *TXR0*, *TXR1*, *TXR2* et *TXR3*.

Les autres variables utilisées sont le PIB, les coûts de construction, les crédits immobiliers consentis pour des immeubles situés au Luxembourg, la population luxembourgeoise, les taux d'intérêt long et court. Les variables macroéconomiques sont systématiquement exprimées en termes réels. À l'exception du PIB, le déflateur utilisé est l'indice des prix à la consommation. Comme il n'existe pas de série de revenu disponible brut couvrant la période utilisée, le PIB est utilisé en tant qu'indicateur *proxy* de l'évolution du revenu des ménages. Le PIB constitue effectivement le meilleur indicateur possible de l'évolution du niveau de vie d'un pays¹⁹. Concernant l'impact de la démographie, Martines-Pagès et Maza (2003) utilisent le taux de croissance de la population âgée de plus de 25 ans. L'idée étant simplement que la demande de logement des ménages est plus forte à partir de cette classe d'âge. Néanmoins, nous ne disposons pas de ces données sur la période étudiée pour le Luxembourg.

La stationnarité des séries est testée à partir des procédures standards Dickey-Fuller et Phillips-Perron. Lorsque les conclusions de ces deux tests divergent, nous privilégions l'hypothèse que les séries ne sont pas stationnaires en niveau sauf pour le taux d'intérêt réel de long terme. En conséquence, les séries sont le plus souvent effectivement intégrées d'ordre un (voir tableau 1 en annexe). Les exceptions sont le taux long réel qui est stationnaire en niveau et la variable démographique qui n'est stationnaire qu'en différence seconde.

4.2 Analyse des bulles à partir de tests de cointégration

Plus que du marché immobilier, il serait sans doute plus juste de parler des marchés immobiliers. En effet, il serait étonnant de constater que les caractéristiques des secteurs résidentiels, non résidentiels et des terrains à bâtir sont identiques. Les acteurs intervenants sur ces différents segments du marché ne sont pas les mêmes et les motivations d'achat ne répondent également pas nécessairement aux mêmes ressorts.

¹⁶ Voir Abraham et Hendershott (1996) ou Bourassa, Hendershott et Murphy (2001).

¹⁷ Voir BCL (2000) pour plus de détails.

¹⁸ Les séries nominales sont déflatées par l'indice des prix à la consommation.

¹⁹ C'est également l'hypothèse posée par Tsatsaronis et Zhu (2004).

C'est pourquoi nous analysons dans un premier temps, le marché de l'immobilier résidentiel, puis celui du secteur non résidentiel et enfin le marché des terrains non bâtis.

Pour chaque marché, nous effectuons les tests de cointégration selon la méthode en deux étapes d'Engle et Granger et selon la méthode de Johansen. Nous testons par ailleurs plusieurs configurations selon les variables introduites dans le modèle. Néanmoins, seuls les résultats les plus intéressants sont repris ici.

Si on se concentre dans un premier temps sur le marché de l'immobilier résidentiel, on observe tout d'abord que l'hypothèse de cointégration ne peut être rejetée selon la procédure de Johansen. Les tableaux 2a, 2b et 2c en annexe montrent effectivement que l'indice des prix immobiliers est cointégré avec les coûts de construction, le PIB, les crédits immobiliers et le taux court. Pour les trois spécifications retenues, les tests de la trace et de la valeur propre maximale montrent qu'il existe une relation de cointégration au seuil de 1%. Dans certains cas, deux relations peuvent être détectées. Elles ne sont cependant pas retenues car elles ne sont d'une part pas mises en évidence par les deux tests et elles ne sont, d'autre part, significatives qu'au seuil de 10%. Dans chaque configuration, les coûts de construction et le taux d'intérêt à court terme ressortent significativement et avec le signe attendu. L'effet du crédit est également significatif alors que celui du PIB ne l'est pas systématiquement. Lorsqu'il est intégré uniquement avec le taux court et les coûts de construction (tableau 2b), le signe est positif et significatif indiquant que la croissance économique est un facteur alimentant l'augmentation des prix immobiliers du secteur résidentiel. Néanmoins, l'effet est contre-intuitif et de toute façon non significatif lorsque le vecteur cointégrant est composé des coûts, du taux court, du PIB et des crédits. Par contre, quel que soit le modèle retenu, aucune relation de cointégration ne peut être mise en évidence à partir de la méthode d'Engle et Granger. On peut considérer que ces résultats sont moins dus à la présence d'une bulle qu'au faible pouvoir de rejet du test mis en œuvre dans le cadre de l'approche en deux temps proposée par Engle et Granger.

Dans le cas de l'immobilier résidentiel, les deux méthodes aboutissent à la même conclusion qui rejette l'hypothèse de présence d'une bulle. Les différentes spécifications retenues valident l'existence d'une relation de cointégration. Le vecteur cointégrant identifié par la méthode de Johansen illustre particulièrement le rôle des coûts de construction et du taux court ; le premier exerçant une influence positive tandis que les taux d'intérêt freinent logiquement la progression des prix. La variable de crédit n'est par contre pas significative, ce qui n'est plus le cas lorsque la relation de cointégration est analysée à partir de la méthode d'Engle et Granger. Ici, les crédits ont un effet positif sur l'immobilier alors que l'impact des taux courts est non significatif. On peut penser que ces deux variables sont redondantes ce qui pourrait expliquer qu'elles ne sont pas simultanément significatives.

De la même façon que pour l'analyse du secteur résidentiel, les conclusions relatives au secteur de l'immobilier non bâti sont contradictoires. Les tests de cointégration à la Johansen indiquent que les prix ne sont pas déconnectés de certains fondamentaux et en particulier du PIB et de la croissance démographique. Il faut noter que ces deux variables ont un signe attendu puisque la croissance économique et la croissance démographique favorisent l'augmentation du prix des terrains. Inversement, les mêmes relations de cointégration ne sont pas validées selon l'approche d'Engle et Granger de telle sorte que l'existence d'une bulle ne pourrait pas être exclue.

Globalement, les résultats obtenus tendent plutôt à montrer que les prix immobiliers ne sont pas déconnectés de leurs fondamentaux au Luxembourg. Néanmoins, lorsque les tests divergent ou même lorsqu'ils aboutissent à des conclusions identiques, nous devons rester prudents et éviter de rejeter définitivement l'hypothèse que le marché puisse être caractérisé par une bulle spéculative. En effet, comme nous l'avons souligné, les tests de cointégration ne sont pas nécessairement puissants pour identifier les bulles spéculatives qui éclatent et repartent à intervalles irréguliers. De fait, par le passé et même pour

la période récente des bulles auraient pu apparaître sans qu'elles puissent être nécessairement détectées par notre approche. Il reste cependant que contrairement à l'idée que l'on peut avoir de la situation sur le marché immobilier luxembourgeois, le rôle des fondamentaux, et en particulier des coûts de construction, des crédits, de la croissance et de la politique monétaire par le biais des taux à court terme, ne peut être négligé pour expliquer l'évolution des prix.

4.3 La dynamique des prix immobiliers luxembourgeois

L'analyse des vecteurs de cointégration permet de mettre en évidence les effets de long terme des différentes variables introduites dans le VECM. L'étude de la dynamique des prix peut ensuite être complétée en évaluant les effets de court terme que traduisent les paramètres des variables endogènes décalées. On rappelle effectivement que le modèle VECM s'écrit:

$$\Delta X_t = (\alpha\beta')X_{t-1} + BD_t + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (39)$$

où X est le vecteur des variables soit ici un des indice des prix immobiliers ainsi que les variables fondamentales. D correspond au vecteur des termes déterministes éventuellement introduits. β est le vecteur de cointégration analysé précédemment et les matrices Γ incluent les coefficients de la dynamique de court terme. Dans le cadre de notre analyse, l'attention se porte uniquement sur l'équation représentant la dynamique des prix immobiliers, soit:

$$\Delta p_t = \alpha(p_{t-1} - p_{t-1}^f) + \gamma \Delta p_{t-1} + \theta X_{t-1} \quad (40)$$

Etant donné le nombre limité d'observations, nous avons contraint la dynamique du modèle en incluant uniquement un décalage. $(p_{t-1} - p_{t-1}^f)$ représente le vecteur de cointégration estimé à l'étape précédente et α correspond au coefficient d'ajustement. Il indique effectivement l'ampleur de la correction des prix lorsqu'il y a un écart à la solution de long terme. Finalement, le paramètre γ représente l'inertie des prix.

Les résultats pour les trois indices de prix sont résumés dans le tableau 8 en annexe. Dans l'ensemble, les résultats sont peu satisfaisants dans le sens où les variables endogènes décalées ressortent rarement significativement. Seul le taux de variation de l'indice des prix de l'immobilier non résidentiel est influencé par les valeurs passées des variations du crédit et du taux court. Néanmoins, le coefficient associé au taux court n'a pas le signe espéré puisque dans ce cas, une variation positive du taux d'intérêt renforce la progression de l'indice. Ce résultat est de plus contradictoire avec celui mis en évidence dans la relation de long terme. Quant aux crédits, leur influence sur la dynamique de court terme des prix est conforme à nos attentes puisqu'une accélération des crédits contribue à l'augmentation des prix. Pour les trois relations analysées, le coefficient d'ajustement est significativement négatif reflétant ainsi la correction des prix à chaque période. En effet, un écart positif (respectivement négatif) entre les prix immobiliers et leurs fondamentaux se traduit la période suivante par une baisse (respectivement une hausse) des prix. Finalement, le paramètre traduisant l'inertie des prix n'est significatif que pour l'immobilier résidentiel. Dans ce cas, une hausse de 10% des prix à une date quelconque est, toute chose égale par ailleurs, suivie par une augmentation de 4.8% la période suivante. Il faut également souligner que le taux d'intérêt de long terme ne ressort pas significativement dans les spécifications où il a été introduit. Ce résultat est peu surprenant sachant que les crédits immobiliers au Luxembourg sont le plus souvent accordés à taux variable.

4.4 Synthèse

Pour finir, nous effectuons un parallèle entre nos résultats et ceux qui apparaissent dans la littérature. De ce point de vue, il ressort que les déterminants de l'évolution des prix au Luxembourg ne sont pas particuliers au regard de ce qui a été mis en avant à partir d'autres approches empiriques et pour d'autres pays. Ainsi, l'effet du revenu, qu'il soit considéré directement ou à partir du PIB, est régulièrement illustré dans de nombreuses études et pour différents pays industrialisés²⁰. Dans le cas du Luxembourg, le PIB n'est pas systématiquement significatif puisqu'il n'est mis en évidence que pour les prix de l'immobilier non bâti et dans certaines spécifications relatives à l'immobilier résidentiel. De plus, son effet agit plutôt sur la valeur d'équilibre de long terme plutôt que sur la dynamique des prix. En ce sens, notre résultat serait plutôt proche de celui de Malpezzi (1999).

Les facteurs démographiques sont souvent avancés en tant que déterminant des prix immobiliers. Ce fut d'abord les effets liés à la génération du baby-boom dans les années 1970 (Mankiw et Weil, 1989). Actuellement, ce serait surtout le phénomène de décohabitation qui contribuerait à la croissance du nombre de ménages et par ce biais à celle de la demande de logements (OCDE, 2005). Empiriquement, les résultats sont plutôt contrastés. L'évolution démographique agit sur l'équilibre de long terme pour Malpezzi (1999) et Capozza et *alii* (2003) mais n'est pas significative pour Englund et Ioannides (1997). Dans le cas du Luxembourg, l'effet de la démographie n'apparaît que pour le prix des terrains. La croissance de la population n'est effectivement pas un déterminant de l'évolution des prix dans les secteurs de l'immobilier résidentiel et non résidentiel.

Par ailleurs, notre étude montre que les prix immobiliers constituent un vecteur important de la transmission de la politique monétaire. Elle confirme ainsi l'idée avancée récemment par Heyer et *alii* (2005) selon laquelle les développements récents observés dans de nombreux pays sont dus, au moins en partie, au cycle d'assouplissement de la politique monétaire qui a permis aux ménages d'accroître leur capacité d'acquisition sans pour autant mettre leur solvabilité en péril. Les effets de la politique monétaire ont également été illustrés par Iacoviello (2000 et 2002), Sutton (2002) et Lastrapes (2002) à partir de modèles VAR. Il faut noter que l'effet de la politique monétaire est d'autant plus direct que les crédits sont majoritairement à taux variable ce qui se traduit par l'importance relative de l'impact du taux court relativement à celui du taux long.

En fait, ce sont plus généralement les conditions de financement qui jouent un rôle prépondérant (Lecat et Mésonnier, 2005), la dynamique du crédit étant nécessairement liée à celle de la politique monétaire et des prix immobiliers. Néanmoins, le sens de la relation entre crédits et prix immobiliers est ambigu. D'une part, les développements des prix alimentent la demande de crédit. D'autre part, les innovations et la concurrence dans le secteur bancaire ainsi que la politique monétaire influencent l'offre de crédit des banques ce qui contribue au dynamisme du marché immobilier. Les études réalisées par Hofmann (2001) et Gerlach et Peng (2005) privilégient plutôt la causalité des prix vers la demande de crédit. Fitzpatrick et McQuinn (2004) montrent que la causalité joue dans les deux sens. Nos résultats tendent à confirmer ceux déjà mis en évidence dans BCL (2000). Au Luxembourg, la causalité semble plutôt aller du crédit vers les prix. Les crédits immobiliers interviennent effectivement régulièrement dans les relations de cointégration. De plus, le signe des coefficients d'ajustement du VECM tend à montrer que les prix immobiliers s'ajustent à la relation de cointégration ce qui n'est pas forcément le cas pour les crédits²¹.

²⁰ Voir Englund et Ioannides (1997), Malpezzi (1999), Sutton (2002) et Martines-Pagès et Maya (2003). L'effet est par contre marginal pour Tsatsanoris et Zhu (2004)

²¹ Nous n'avons pas repris les paramètres d'ajustement dans les tableaux présentés en annexe mais les résultats détaillés peuvent être obtenus auprès de l'auteur.

Les coûts de construction semblent avoir été un élément déterminant de l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel et non résidentiel au Luxembourg. Il faut noter ici que cette variable est généralement négligée dans la littérature puisque la plupart des travaux insistent plus particulièrement sur les facteurs liés à la demande de logement. Notre analyse montre donc que les effets liés à l'offre peuvent également être importants. Glaeser et alii (2003 et 2005) soulignent également, à partir d'une toute autre approche, le rôle de l'offre et en particulier de l'environnement réglementaire pour expliquer l'évolution des prix dans certaines villes des Etats-Unis.

5 Conclusion

S'il reste difficile d'affirmer avec certitude que le marché immobilier luxembourgeois n'est pas et n'a jamais été caractérisé par l'apparition de bulles spéculatives, notre analyse montre tout de même que les prix ne sont pas systématiquement déconnectés des fondamentaux. Nous avons en particulier souligné le rôle des coûts de construction et des conditions de financement au travers des crédits immobiliers et des taux d'intérêt de court terme. La démographie a semble-t-il eu des effets mais essentiellement sur le prix des terrains. Quant à la croissance du niveau de vie, c'est un facteur qui exerce un impact plus limité influençant essentiellement l'immobilier résidentiel. L'étude révèle également que l'évolution des prix immobiliers constitue un vecteur de transmission de la politique monétaire. Ce point alimente le débat sur le rôle des prix d'actifs dans la stratégie de politique monétaire. En effet, l'évolution des prix immobiliers est essentielle du point de vue de la stabilité financière. On peut donc légitimement s'interroger sur les bénéfices d'une plus grande attention des autorités monétaires à ce type d'actifs.

Annexes

Tableau 1 : Tests de racine unitaire

Série	ADF	PP	Série	ADF	PP
<i>INDXR0</i>	-2.73	-1.59	<i>TXR0</i>	-3.79 ^{***}	-4.50 ^{***}
<i>INDXR1</i>	-2.41	-1.35	<i>TXR1</i>	-3.37 ^{***}	-4.52 ^{***}
<i>INDXR2</i>	-2.60	-3.62 ^{**}	<i>TXR2</i>	-3.82 ^{***}	-7.70 ^{***}
<i>INDXR3</i>	-1.88	-1.88	<i>TXR3</i>	-2.80 ^{***}	-6.57 ^{***}
<i>Coûts</i>	-2.52	-1.68	Δ <i>Coûts</i>	-3.79 ^{***}	-4.32 ^{***}
<i>Crédits</i>	-0.26	-0.06	Δ <i>Crédits</i>	-3.49 ^{***}	-3.85 ^{***}
<i>PIB</i>	-2.59	-1.96	Δ <i>PIB</i>	-1.80	-4.03 ^{***}
<i>Population</i>	-3.06	-0.62	Δ <i>Population</i>	-1.60	-1.15
<i>Taux court réel</i>	-0.42	-2.09	Δ <i>Taux court</i>	-5.90 ^{***}	-5.95 ^{***}
<i>Taux long réel</i>	-3.42 ^{**}	-2.54	<i>réel</i>		

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 2a: Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier résidentiel)

Test <i>LR_Trace</i>			Test <i>LR_Max</i>		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
<i>r=0 vs. r≥1</i>	119.09 ^{***}	0.00	<i>r=0 vs. r=1</i>	66.55 ^{***}	0.00
<i>r=1 vs. r≥2</i>	52.54 [*]	0.07	<i>r=1 vs. r=2</i>	24.36	0.16
<i>r=2 vs. r=3</i>	28.17	0.23	<i>r=2 vs. r=3</i>	12.47	0.61
<i>r=3 vs. r=4</i>	15.71	0.19	<i>r=3 vs. r=4</i>	8.58	0.48
<i>r=4 vs. r=5</i>	0.23	0.12	<i>r=4 vs. r=5</i>	7.13	0.12

Vecteur cointégrant			
<i>Coûts</i>	<i>PIB</i>	<i>Crédits</i>	<i>Taux court</i>
2.23 ^{***}	-0.0004	0.1880 ^{***}	-3.456 ^{***}
(7.50)	(-0.36)	(7.34)	(-9.43)

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 2b : Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier résidentiel)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	82.84 ^{***}	0.00	$r=0$ vs. $r=1$	50.37 ^{***}	0.00
$r=1$ vs. $r \geq 2$	32.47 [*]	0.10	$r=1$ vs. $r=2$	17.75	0.19
$r=2$ vs. $r=3$	14.72	0.24	$r=2$ vs. $r=3$	9.34	0.40
$r=3$ vs. $r=4$	5.38	0.24	$r=3$ vs. $r=4$	5.38	0.24
Vecteur cointégrant					
	<i>Coûts</i>	<i>PIB</i>	<i>Taux court</i>		
	3.12 ^{***}	0.0065 ^{***}	-5.396 ^{***}		
	(5.54)	(5.48)	(-6.75)		

(***), (**) et (*) : l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 2c : Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier résidentiel)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	74.22 ^{***}	0.00	$r=0$ vs. $r=1$	56.99 ^{***}	0.00
$r=1$ vs. $r \geq 2$	17.23	0.88	$r=1$ vs. $r=2$	7.63	0.97
$r=2$ vs. $r=3$	9.61	0.68	$r=2$ vs. $r=3$	6.29	0.76
$r=3$ vs. $r=4$	3.32	0.52	$r=3$ vs. $r=4$	3.32	0.52
Vecteur cointégrant					
	<i>Coûts</i>	<i>Crédits</i>	<i>Taux court</i>		
	1.734 ^{***}	0.187 ^{***}	-3.77 ^{***}		
	(4.94)	(10.62)	(-8.86)		

(***), (**) et (*) : l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 3: Test de cointégration par la méthode d'Engle et Granger (immobilier résidentiel)

Modèle	ADF-stats	Valeurs critiques		
		1%	5%	10%
<i>Coûts-PIB-Crédits-Taux court</i>	-1.74	-5.74	-4.89	-4.49
<i>Coûts-PIB-Taux court</i>	-3.06	-5.29	-4.48	-4.09
<i>Coûts-Crédits-Taux court</i>	-3.29			

(***), (**) et (*) : l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 4a: Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier non résidentiel)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	59.88**	0.01	$r=0$ vs. $r=1$	30.53**	0.03
$r=1$ vs. $r \geq 2$	29.35	0.19	$r=1$ vs. $r=2$	19.17	0.13
$r=2$ vs. $r=3$	10.18	0.62	$r=2$ vs. $r=3$	7.29	0.62
$r=3$ vs. $r=4$	2.89	0.60	$r=3$ vs. $r=4$	2.89	0.60
Vecteur cointégrant					
	<i>Coûts</i>	<i>Crédits</i>	<i>Taux court</i>		
	4.65**	0.017	-14.88***		
	(2.20)	(0.16)	(-5.72)		

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 4b: Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier non résidentiel)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	43.53***	0.01	$r=0$ vs. $r=1$	29.36***	0.00
$r=1$ vs. $r \geq 2$	14.16	0.28	$r=1$ vs. $r=2$	11.95	0.19
$r=2$ vs. $r=3$	2.21	0.74	$r=2$ vs. $r=3$	2.21	0.74
Vecteur cointégrant					
	<i>Coûts</i>	<i>Taux court</i>			
	4.97***	-13.79***			
	(6.87)	(-5.85)			

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 5: Test de cointégration par la méthode d'Engle et Granger (immobilier non résidentiel)

Modèle	ADF-stats	Valeurs critiques		
		1%	5%	10%
<i>Coûts-PIB-Crédits-Taux court</i>	-5.53**	-5.74	-4.89	-4.49
<i>Coûts-PIB-Crédits</i>	-5.52***	-5.29	-4.48	-4.09

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 6a: Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier non bâti)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	75.07 ^{***}	0.00	$r=0$ vs. $r=1$	39.77 ^{***}	0.00
$r=1$ vs. $r \geq 2$	35.30 ^{**}	0.05	$r=1$ vs. $r=2$	19.41	0.12
$r=2$ vs. $r=3$	15.89	0.18	$r=2$ vs. $r=3$	10.76	0.27
$r=3$ vs. $r=4$	5.13	0.27	$r=3$ vs. $r=4$	5.13	0.27
Vecteur cointégrant					
	<i>PIB</i>	<i>Taux court</i>	<i>Démographie</i>		
	0.021 ^{***}	-0.459	22.18 ^{**}		
	(14.45)	(-0.26)	(2.32)		

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 6b: Test de cointégration par la méthode de Johansen (immobilier non bâti)

Test LR_{Trace}			Test LR_{Max}		
H0	Statistique	P-value	H0	Statistique	P-value
$r=0$ vs. $r \geq 1$	48.58 ^{***}	0.00	$r=0$ vs. $r=1$	32.80 ^{***}	0.00
$r=1$ vs. $r \geq 2$	15.79	0.19	$r=1$ vs. $r=2$	10.80	0.27
$r=2$ vs. $r=3$	4.99	0.29	$r=2$ vs. $r=3$	4.99	0.29
Vecteur cointégrant					
	<i>PIB</i>	<i>Démographie</i>			
	0.022 ^{***}	20.68 [*]			
	(14.01)	(1.87)			

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 7: Test de cointégration par la méthode d'Engle et Granger (immobilier non bâti)

Modèle	ADF-stats	Valeurs critiques		
		1%	5%	10%
<i>PIB-Taux court-Démographie</i>	-3.32	-5.29	-4.48	-4.09
<i>PIB-Démographie</i>	-3.26	-4.81	-4.04	-3.66

(***), (**) et (*): l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée respectivement aux seuils de 1, 5 et 10%.

Tableau 8: Dynamique des prix immobiliers dans un modèle à correction d'erreur

	<i>INDXR1</i>	<i>INDXR2</i>	<i>INDXR3</i>
<i>Res_coint</i>	-0.419 ^{**} (-3.49)	-0.50 ^{**} (-2.66)	-0.68 ^{**} (-2.52)
<i>D(INDXR)(-1)</i>	0.48 ^{**} (2.44)	-0.25 (-1.36)	0.057 (0.25)
<i>D(CoutsR)(-1)</i>	-0.256 (-0.33)	2.53 (0.63)	
<i>D(RGDP)(-1)</i>	0.0025 (0.89)		-0.025 (-1.01)
<i>D(CreditsR)(-1)</i>	-0.0022 (-0.04)	0.359 [*] (1.91)	
<i>D(Taux_court)(-1)</i>	0.445 (0.65)	6.82 [*] (1.79)	0.106 (0.01)
<i>D(Dpop)(-1)</i>			
<i>Adjusted R²</i>	0.48	0.38	0.28

Références bibliographiques

- Abraham J. et P. Hendershott (1996): « Bubbles in Metropolitan housing markets », *Journal of Housing Research* 7, pp 191-207.
- Ayuso A. et F. Restoy (2003) : « House prices and rents : an equilibrium asset pricing approach » ; *Working Paper Banco de España* n°73.
- BCL (2000) : « L'inflation des prix des actifs immobiliers : une application au cas luxembourgeois », *Bulletin de la BCL* 2000/2, pp 56-71.
- Bessone, A-J, J. Boissinot et B. Heitz (2005) : « Marché immobilier : voit-on une bulle ? », *Note de conjoncture de l'INSEE* mars, pp 37-43.
- Black A., P. Fraser et M. Hoesli (2005) : « House prices, fundamentals and inflation », *FAME Research Paper* n°129.
- Bourassa S., P. Hendershott et J. Murphy (2001) : « Further evidence on the existence of housing market bubbles », *Journal of Property Research* 18(1), pp 1-19.
- BRI (2001) : « Cycles et système financier », Chapitre VII du *Rapport Annuel*.
- Capozza D., P. Hendershott, CH. Mack et C. Mayer (2002) : « Determinants of real house price dynamics », *NBER Working Paper* n°9262.
- Coudert V. et F. Verhille (2001) : « A propos des bulles spéculatives », *Bulletin de la Banque de France* n°95, pp 97-104.
- ets », *Mimeo ECB* March.
- ECB (2005) : « Les bulles des prix d'actifs et la politique monétaire », *Bulletin mensuel* avril, pp 49-63.
- Englund P. and Y-M Ioannides (1997) : "House price dynamics : an international empirical perspective", *Journal of Housing Economics* 6 pp 119-136.
- Fitzpatrick T. et K. McQuinn (2004) : « House prices and mortgage credit : empirical evidence for Ireland », *Research Technical Paper* 5/RT/04, Central Bank and Financial Services Authority of Ireland.
- Flood R. et R. Hodrick (1990) : « On testing for speculative bubbles », *Journal of Economic Perspectives* vol.4 n°2, pp 85-101.
- Froot K. et M. Obstfeld (1991) : « Intrinsic bubbles : the case of stock prices », *American Economic Review* vol. 81 n°5, pp 1189-1214.
- Gerlach S. et W. Peng (2005) : « Bank lending and property prices in Hong-Kong », *Journal of Banking and Finance* 29, pp 461-481.
- Glaeser E., J. Gyourko et R. Saks (2003) : « Why is Manhattan so expensive ? Regulation and the rise of house prices », *NBER Working Paper* n°10124.
- Glaeser E., J. Gyourko et R. Saks (2005) : « Why have housing prices gone up ? », *NBER Working Paper* n°11129.
- Gurkaynak R. (2005) : « Econometric tests of asset price bubbles : taking stock », *Finance and Economic Discussion Series* n°2005-04, Federal Reserve Board, Washington DC.

Heyer E., S. Le Bayon, H. Péléraux et X. Timbeau (2005) : « L'immobilier, pilier de croissance ou épée de Damoclès ? », *Document de travail de l'OFCE* n°2005-16.

Hofmann B. (2001) : « The determinants of private sector credit in industrialised countries : do property prices matter ? », *BIS Working Paper* n°108.

Iacoviello M. (2000) : « House prices and the macroeconomy in Europe : results from a structural VAR analysis », *ECB Working Paper* n°18.

Iacoviello M. (2002) : « House prices and business cycles in Europe : a VAR analysis », *Boston College Working Paper*.

Lamont O. et J. Stein (1999) : « Leverage and house-price dynamics in US cities », *RAND Economic Journal* 30, pp 498-514.

Lastrapes W. (2002) : « The real price of housing and money supply shocks : time series evidence and theoretical simulations », *Journal of Housing Economics* 11, pp 40-74.

Lecat R et J-S. Mésonnier (2005) : « Dynamique des prix des logements : quel rôle des facteurs financiers ? », *Bulletin de la Banque de France* n°133, pp 29-47.

Malpezzi S. (1999) "A simple error correction model of house prices", *Journal of Housing Economics* 8, pp 27-62.

Mankiw N. et D. Weil (1989) : « The bay boom, the baby bust and the housing market », *Regional Science and Urban Economics* vol.19, pp 235-58.

Martinez Pagès J. et L.A. Maza (2003) : « Analysis of house prices in Spain », *Banco de España Documento de Trabajo* n°0307.

McQuinn K. (2004) : « A model of the Irish housing sector », *Research Technical Paper 1/RT/04*, Central Bank and Financial Services Authority of Ireland.

Moëc G. (2004) : « Y a-t-il un risque de bulle immobilière en France ? », *Bulletin de la Banque de France* n°129, pp 45-58.

Morel C. (1997) : « Peut-on parler de bulle d'état sur le marché français des actions ? Une étude théorique et empirique sur la période 1990-1996. », *Cahier du CEREG* n°9710.

Muellbauer J. et A. Murphy (1997) : « Booms and busts in the UK housing market », *The Economic Journal* 107, pp 1701-1727.

OCDE (2005) : « Le rôle des fondamentaux dans l'évolution récente des prix des logements », *Perspectives Economiques de l'OCDE* n°78, pp 197-239.

Ortalo-Magne F. et S. Rady (1999) : « Booms in, bust out : young households and the house price cycle », *European Economic Review* 43, pp 755-66.

Poterba J. (1984) : « Tax subsidies to owner-occupied housing : an asset market approach », *The Quarterly Journal of Economics*, pp 729-752.

Poterba J.M. (1991) : « House price dynamics : the role of tax-policy and demography », *Brookings Paper on Economic Activity* n°2, pp 143-203.

Shiller R. (2000) : « L'exubérance irrationnelle, eds Valor.

Sutton G. (2002) : « Explaining changes in house prices », *BIS Quarterly Review* September, pp 46-55.

Tsatsaronis K. et H. Zhu (2004) : « What drives housing price dynamics : a cross-country evidence », *BIS Quarterly Review* march, pp 65-78.

Weeken O. (2004) : « Asset pricing and the housing market », *Bank of England Quarterly Review* Spring, pp 32-41.